



저작자표시-비영리-변경금지 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

- 이 저작물을 복제, 배포, 전송, 전시, 공연 및 방송할 수 있습니다.

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:



저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.



비영리. 귀하는 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 없습니다.



변경금지. 귀하는 이 저작물을 개작, 변형 또는 가공할 수 없습니다.

- 귀하는, 이 저작물의 재이용이나 배포의 경우, 이 저작물에 적용된 이용허락조건을 명확하게 나타내어야 합니다.
- 저작권자로부터 별도의 허가를 받으면 이러한 조건들은 적용되지 않습니다.

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 [이용허락규약\(Legal Code\)](#)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

[Disclaimer](#)

경제학석사 학위논문

복수선도자-복수추종자가 존재하는
손해보험산업의 경쟁도 실증 연구

2012년 12월

서울대학교 대학원

경제학 전공

서 호 석

복수선도자-복수추종자가 존재하는 손해보험산업의 경쟁도 실증 연구

지도교수 조 성 진

이 논문을 경제학 석사 학위논문으로 제출함
2012년 12월

서울대학교 대학원
경제학 전공
서 호 석

서호석의 석사 학위논문을 인준함
2012년 12월

위 원 장 이 상 승 (인)

부위원장 조 성 진 (인)

위 원 김 병 연 (인)

국문초록

본 연구는 한국 손해보험시장의 경쟁강도 변화를 고찰한다. 손해보험시장에는 삼성화재, 동부화재, 현대해상, LIG손해보험 등 4개의 선도자 그룹이 존재한다. CR4와 HHI로 측정한 선도자 그룹의 지위는 분석 기간 동안 크게 변함이 없다. 하지만 선도자 그룹이 전체 손해보험시장에서 발생한 순이익에 기여하는 수준은 절대적으로 뿐만 아니라 상대적으로도 크게 증가했다. 이런 점을 설명하기 위해 실증산업조직론의 모형을 사용하였다.

Panzar-Rosse모형을 통한 연구는 손해보험산업의 경쟁도가 지속적으로 증가했음을 보여준다. 1기에는 완전경쟁에 가까웠던 손해보험시장은 3기에는 독점적 경쟁시장으로 변화한다. 선도자 그룹 역시 시간이 흐름에 따라 경쟁도가 강화되나 산업전체의 경쟁도 증가보다 완만한 폭의 경쟁도 증가를 나타낸다. 또한 추종자 그룹은 산업 평균보다 훨씬 빠르게 경쟁도가 증가한다.

Bresnahan 모형을 사용했을 때도 이와 동일한 결론을 얻을 수 있다. 추종자 더미나 2기 및 3기에 기간더미는 산업의 경쟁을 강화시키는데 통계적으로 유의미한 효과를 나타낸다. 추가적으로 방카슈랑스의 허용이나 2007년의 과징금 부과, 온라인 전업사의 설립은 산업전체의 경쟁을 강화하나 보험기관대리점 허용은 산업의 경쟁강도를 높이는데 효과가 없는 것으로 판단된다.

주요어 : 손해보험, 선도자, 추종자, 경쟁도, Panzar-Rosse 모형, Bresnahan 모형

학 번 : 2008-22673

목 차

제 1 장 서 론	1
제 1 절 분석 대상	1
제 2 절 연구의 배경	2
제 3 절 본 논문의 기여와 구성	4
 제 2 장 산업 경쟁도 측정에 관한 선행 연구	6
제 1 절 이론적 배경	6
1. 비구조적 모형	6
2. 구조적 모형	9
제 2 절 선행 연구	12
1. 비구조적 모형	12
2. 구조적 모형	13
 제 3 장 실증 분석	15
제 1 절 HHI와 CR ratio, 순이익 점유율	15
제 2 절 비구조적 모형	19
1. 모형 설정	19
2. 분석 결과	21
제 3 절 구조적 모형	30
1. 모형 설정	30
2. 분석 결과	33
 제 4 장 결론	43
 참고문헌	46
Abstract	48

표 목 차

[표 1] 손해보험료 규모 변화 추이	2
[표 2] H-통계량과 경쟁구조	8
[표 3] λ 와 경쟁구조	11
[표 4] 손해보험시장 시장점유율 추이	16
[표 5] 당기순이익 점유율 추이	17
[표 6] 비구조적 모형의 변수	18
[표 7] H-통계량(전체)	20
[표 8] 산업 전체의 경쟁구조 추정 결과	21
[표 9] 산업 전체의 기간별 경쟁구조 추정 결과	22
[표 10] 선도자 그룹의 H-통계량	23
[표 11] 선도자의 경쟁도 추정 결과	24
[표 12] 각 기간별 선도자의 경쟁도 추정 결과	25
[표 13] 추종자의 H-통계량	26
[표 14] 추종자의 경쟁도 추정 결과	27
[표 15] 각 기간별 추종자의 경쟁구조 추정 결과	28
[표 16] Bresnahan 모형의 수요함수 추정 결과	33
[표 17] Bresnahan 모형의 λ 추정 결과	35
[표 18] 추종자 그룹의 식별변수에 대한 검정	36
[표 19] 더미변수 추가에 따른 식별변수 추정 결과 결과 ..	39

그 립 목 차

[그림 1] 시장집중도 변화 추이	16
[그림 2] 당기순이익 변화 추이	17
[그림 3] (지수화된) HHI, CR4, 상위 4개사 당기순이익 점유율 변화 추이	18

제 1 장 서 론

제 1 절 분석대상 - 손해보험산업

보험산업은 위험을 회피하고자 하는 계약자에게 해당 위험에 대한 리스크 프리미엄과 사업비를 반영한 보험상품을 판매하고, 보험금 지급이 발생하기 전까지 보험료를 효율적으로 운용함으로써 수익을 창출하는 영업이다.

보험업법은 생명보험업, 손해보험업, 제3보험업을 영업대상으로 규정하고 있는데 각각의 보험업은 보장해주는 위험의 종류에 차이가 있다. 즉 생명보험업은 사람의 생존 또는 사망과 관련된 보험금을, 손해보험업은 우연한 사건으로 발생하는 손해에 관한 보험금을, 제3보험업은 질병, 상해 및 간병에 관한 보험금을 지급한다. 또한 생명보험은 미리 약정한 금액을 보험금으로 지급하는 정액보상인 반면 손해보험은 피보험자가 사고로 입은 손해를 보험금으로 지급하는 실손보상이라는 데에 차이가 있다. 우리나라의 경우 생명보험업과 손해보험업의 상호 겸영을 원칙적으로 금지하고 있으나 제3보험업은 겸영이 가능하다. 2012년 7월 현재 24개 생명보험회사와 31개 손해보험회사가 영업중이며 이들의 자산은 각각 514조원, 141조원이다.

본 논문의 분석 대상은 생명보험을 제외한 손해보험 산업이다. 현재 손해보험산업에는 일반 원수보험사 10개사, 온라인 전업사 4개사, 재보험사(코리안리, Swiss Re 등), 보증보험사(서울보증보험), 외국계 원수보험사 14개 등 총 31개 업체가 영업 중이다. 이 중 온라인 전업사, 재보험사, 보증보험사는 취급하고 있는 보험 포트폴리오가 일반 손해보험사와 매우 상이하기 때문에 분석대상에서 제외하였다. 또한 외국계 원수보험사는 국내에 들어와 있는 자국민을 주요 대상으로 영업을 하며 전체 시장점유율이 0.01%에 불과하므로 역시 제외하였다.

제 2 절 연구의 배경 - 산업의 경쟁 심화와 양극화

손해보험산업은 전형적인 내수산업으로서, 그 성장률이 경제성장률에 크게 의존한다. 우리나라의 손해보험산업은 그동안 빠른 경제발전과 손해보험회사의 적극적인 보험시장 확대 노력 그리고 정부의 보험산업 발전지원 등에 힘입어 빠른 성장세를 이어왔다. 최근에는 건강과 노후 보장 부문의 관심증대와 보험에 대한 소비자 인식 변화로 과거에 비해 경제성장률 이상의 성장을 지속하고 있다.

<표 1> 손해보험료 규모 변화 추이

	2007	2008	2009	2010	2011
손해보험료/GDP (%)	3.4	3.6	4.0	4.2	4.7
지 수	117.2	123.2	137.2	145.9	171.4
손해보험료(억원)	329,479	364,865	421,572	493,584	579,955

이에 따라 국내 손해보험시장에서 거둬들인 원수보험료 규모는 지난 1980년 세계 24위(5.8억 달러)에서 2009년 12위(345.2억 달러)로 올라섰다. 이처럼 우리나라의 손해보험시장이 고도성장을 하는 동안 손해보험회사들은 수많은 경영환경 변화를 경험해야 했다.

또한 2001년 8월에는 손해보험회사들의 대표상품인 자동차보험 가격이 자유화되었다. 그 이전까지는 보험상품가격은 감독당국에 의해 꽤 까다롭게 심사되고 통제돼 왔다.

이와 함께 2001년에는 보험업법이 개정되어 단종보험사 설립이 허용됨에 따라 온라인자동차보험회사 교보AXA가 설립되면서 손해보험회사 간 시장 경쟁이 심화되기 시작했다. 2006년 4월에는 다음다이렉트, 2006년 11월에는 교원(현재 더케이손해보험)이 영업을 시작하였다.

한편, 2003년 5월 텔레마케팅이 도입되고 방카슈랑스가 9월부터 허용된 데 이어 보험상품 및 대리점 수수료 공개 의무화가 시행되어 소비자와 회사간 정보비대칭성이 완화되었다. 이에 따라 손해보험사간 경쟁이 심화되었다.

그리고 지난 2008년 서브프라임 세계 금융위기 여파와 유럽 재정위기로 인해 거시경제의 불안정성이 높아지고 있다. 또한 자본시장법의 제정으로 규제가 완화되는 동시에 금융통합화로 인해 타 금융권과의 경쟁이 심화되는 등 여러가지 변화가 지속되고 있다.

현재는 퇴직연금 시장을 선점하기 위한 타 금융업종 회사와 산업간 경쟁이 심화되고 있는 실정이다. 또한 산업 내 경쟁도 심화되고 있다. 보험사 대부분이 동일한 경험생명표와 위험률 등을 사용, 차별화 정도가 크지 않아서 보험사의 경쟁력은 보험상품의 독창성 보다는 판매전략과 영업력, 브랜드 인지도, 사업비 효율성, 투자수익성 등에 의해 결정되고 있다. 그러므로 경쟁력이 높은 상위 4개사(소위 빅4, 삼성화재, 현대해상, 동부화재, LIG손해보험)와 그 외 기업간의 격차가 벌어지고 있는 실정이다. 그러므로 산업 전체의 동태적인 경쟁도 변화뿐만이 아니라 선도자 그룹과 추종자 그룹 각각의 경쟁 변화 양상도 살펴봐야 한다.

제 3 절 본 논문의 기여와 구성

전통적인 독점력 가설(monopoly power hypothesis)에 따르면 시장 집중도가 상승하면 기업은 한계비용 이상의 가격을 설정할 수 있는 시장지배력을 갖게 된다. 시장지배력의 발생으로 인해 사회후생을 극대화하는 산출량 이하의 거래가 이루어져 소비자 후생이 감소하고 후생손실이 발생한다. 이러한 가설을 뒷받침하는 논리는 Mason(1939)과 Bain(1951)에 의해 제시된 구조(Structure)-행동(Conduct)-성과(Performance) 가설이다. S-C-P가설에 따르면 HHI나 CR비율로 나타나는 시장점유율과 산업의 경쟁 수준은 반비례한다. 하지만 정부의 통제라는 외생적 요인에 의해 산업 구조가 강하게 규제를 받는 경우 S-C-P에 기초한 산업구조와 성과간의 인과관계 분석은 큰 의미가 없을 것이다.

이러한 구조적 접근법의 한계를 극복하기 위해 산업조직론의 새로운 실증분석연구방법(NEIO : New Empirical Industrial Organization Approach)이 제시되었다. 대표적으로 Panzar-Rosse 모형과 Bresnahan 모형이 있다. 이들 모형은 개별 기업의 축약형 수입함수 또는 시장 전체의 수요·공급 함수 등을 추정하여 산업의 경쟁형태를 분석한다. 특히 이 모형들을 이용하여 각 국의 은행산업에 대한 많은 연구가 이루어지고 있다. 본 논문은 실증분석연구방법의 적용 영역을 국내 손해보험산업으로 확장하는데 그 의의가 있다.

국내에도 Panzar&Rosse 모형을 이용하여 시장 환경변화와 제도 및 규제정책 변화가 국내 은행산업에 미치는지에 대한 연구가 있다. 하지만 Panzar&Rosse 모형이 각 기업간 비용함수가 동질적이라는 가정을 기초로 하고 있기 때문에 상위 4개사를 비롯한 모든 기업들을 한 그룹으로 묶어서 손해보험산업의 경쟁도를 측정하는 것은 문제가 있을 수 있다. 본 논문은 Bikker and Haff(2002)의 방법론에 따라 선도자인 상위 4개사 그룹과 기타 추종자 그룹을 나누어서 산업의 경쟁구조를 분석·평가해 보고자

한다. 또한 국내 손해보험시장에 대한 이순재(2011)의 연구는 손해보험 시장의 15%에 불과한 자동차 보험 시장에 국한되어 있으므로 손해보험 시장 전체의 경쟁구조에 대한 연구도 필요하다.

마지막으로 Bresnahan 모형을 이용하여 은행산업을 분석한 연구는 많으나 보험산업 분석은 전무한 실정이다. 이는 Bresnahan 모형을 사용하기 위해서는 가격변수를 관찰할 수 있어야 하는데 보험산업에서는 총수입(Total Revenue) 및 산출량 성격의 보험료만 관찰되기 때문이다. 본 연구는 순사업비율과 순손해율의 합을 가격의 대리 변수(proxy)로 사용하여 손해보험시장의 경쟁도를 분석한다.

분석에 사용되는 데이터는 11년간(2001년-2011년)의 월간 데이터의 시장집중도·시장점유율, 그리고 손해보험산업의 각종 투입 및 산출 통계이다. 데이터의 출처는 보험개발원의 보험통계포털서비스(INSIS), 금융감독원의 금융통계월보, 손해보험협회 보험사 현황통계, 금융감독원 전자공시 서비스(Dart), 한국은행 통계포털에서 입수하였다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제2장에서는 모형에 대한 이론적 배경과 선행연구를 소개한다. 제3장에서는 Panzar&Rosse 모형을 이용하여 산업전체 및 선도자 그룹과 추종자 그룹의 경쟁도 변화에 대한 결과를 기술한다. 그리고 Bresnahan 모형을 이용하여 신규기업의 시장진입이나 제도의 변화가 손해보험 산업 경쟁도구조의 변화에 미친 영향에 대해서 살펴본다. 마지막으로 제4장에서는 분석결과를 바탕으로 손해보험 산업의 경쟁도 변화 추이를 평가한다.

제 2 장 산업 경쟁도 측정에 관한 선행 연구

제 1 절 이론적 배경

1) 비구조적 모형 - Panzar&Rosse Model

비구조적 모형은 기업이 이윤극대화 행동을 한다는 것을 전제로 한다. 또한 경쟁형태에 따라 개별기업이 비용 변화에 각자 다른 가격대응을 보일 것이라는 점에 착안한다. 대응행태에 따라 기업이 독점력을 가지고 있는지 또는 완전경쟁적 시장에서 생산하는지를 판단하게 된다.

즉, Panzar&Rosse(1987) 모형은 요소가격의 변화에 따른 기업의 총수입의 변화를 분석함으로써 산업의 경쟁강도를 측정한다. 구체적으로는 Panzar&Rosse 모형은 산업이 장기균형에 놓여 있고 각 기업의 비용함수가 동질적이라고 가정하고 패널 데이터를 이용한 축약형 수입함수(reduced-form revenue equation)의 비교정태모형에 기초해서 산업의 경쟁행태를 분석한다.

각 기업은 한계수입과 한계비용이 같은 점에서 이윤극대화를 달성한다.

$$R'_i(x_i, n, z_i) - C'_i(x_i, w_i, t_i) = 0 \quad (2.1)$$

식 (2.1)에서 R_i 는 기업 i 의 수입, C_i 는 기업 i 의 비용이고 위첨자 '은 '한계'를 의미한다. x_i 는 기업 i 의 산출량, n 은 기업의 수, z_i 는 은행의 수입함수를 변화시키는 외생변수 벡터, w_i 는 기업 i 의 L 개 요소투입비용의 벡터, t_i 는 기업의 비용함수를 이동시키는 외생변수 벡터이다.

다음으로 균형에서는 산업의 구조가 완전경쟁임을 가정하여 초과이윤은 0이 된다. 위첨자 *는 균형값을 의미한다.

$$R_i^*(x^*, n^*, z) - C_i^*(x^*, w, t) = 0 \quad (2.2)$$

Panzar&Rosse(1987) 모형은 식 (2.3)과 같이 로그선형 형태의 한계비용 함수 (2.3)와 한계수입함수 (2.4)를 가정한다.

$$\ln MC = \alpha_0 + \alpha_1 \ln OUT + \sum_{i=1}^L \beta_i \ln(COST_i) + \sum_{j=1}^m \gamma_j \ln(EXS_j) \quad (2.3)$$

$$\ln MR = \delta_0 + \delta_1 \ln(OUT) + \sum_{k=1}^K \eta_k \ln(EXD_k) \quad (2.4)$$

OUT은 기업의 산출량, COST는 투입요소가격, EXS는 이 외에 비용함수 C_i 에 외생적인 변수들이다. EXD는 기업수요함수와 관련된 외생변수들이다.

이윤극대화 가정에 따라 한계수입과 한계비용이 같게 되는 균형에서 산출량이 결정된다.

$$\ln OUT = \frac{\alpha_0 - \delta_0 + \sum_{i=1}^L \beta_i \ln(COST_i) + \sum_{j=1}^m \gamma_j (\ln EXS_j) - \sum_{k=1}^K \eta_k \ln(EXD_k)}{(\delta_1 - \alpha_1)} \quad (2.5)$$

식 (2.5)의 균형산출량을 (2.4)와 수요방정식, $\ln P = \xi + \eta \ln OUT$ 에 대입하면 수입에 관한 축약형 방정식을 구할 수 있다.

Panzar&Rosse(1987)은 독점기업의 수입함수에서 요소가격탄력성의 합이 양(+)의 값을 가질 수 없다는 점에 착안한다. 그래서 요소투입 비용의 변화 (dw_{k_i})가 기업 i 의 균형수입에 미치는 영향(dR_i^*)의 정도로 시장지배력 (market power)을 측정하는 H-통계량을 고안하였다. 식 (2.6)이 수입의 요소가격탄력성의 합계인 H-통계량이다.

$$H = \sum_{k=1}^K \left(\frac{w_k}{R} \right) \left(\frac{\partial R}{\partial w_k} \right) \quad (2.6)$$

여기서 w_k 는 k 번째 요소가격, K 는 생산요소의 개수이다.

Panzar&Rosse(1987)는 산업의 시장구조가 독점이라면 H -통계량이 0이거나 0보다 작을 것이라고 보았다. 독점시장에서 기업이 이윤극대화라는 목적을 가지고 있다면, 투입요소의 가격변화가 있을 때 한계비용은 요소가격과 같은 방향으로 변하고 산출량은 반대방향으로 변하게 될 것이다. 즉, 요소투입 비용이 1% 증가할 때 한계비용이 1% 증가함에 따라 균형 산출량이 감소하여 결과적으로 총수입을 감소시킨다는 논리이다.

반면 완전경쟁시장에서는 H -통계량의 값이 1이다. 완전경쟁하에서 요소투입 비용 증가를 감당하지 못하는 비효율적인 한계기업들은 퇴출하게 된다. 그리고 시장 가격이 인상되고 생존한 기업들의 수요가 증가한다. 즉, 완전경쟁에서 요소투입 가격이 1% 증가하면 한계비용과 평균 비용이 1% 증가한다. 그리고 증가한 비용과 같은 크기로 수입이 증가하여 초과이윤은 여전히 없다.

그리고 실제로 대부분의 산업은 독점적 경쟁 상태이고 H -통계량은 0에서 1사이의 값을 갖게 될 것이다. 또한 산업 내 경쟁이 심화될수록 H -통계량은 증가하게 된다. 손해보험 회사들은 장기보험, 자동차 보험, 일반보험 등의 상품을 판매하며 상품 포트폴리오 또한 매우 유사하다. 하지만 자산운용의 효율성이나 사업비 효율성, 광고 등에서는 사실상 높은 수준의 제품 차별화를 하고 있는 것이 현실이다. 그러므로 손해보험산업은 독점적 경쟁시장이며 H -통계량은 0과 1사이 값을 나타낼 것이다.

〈표 2〉 H -통계량과 경쟁구조

H -통계량	손해보험 시장 경쟁구조
$H \leq 0$	독점 또는 카르텔하의 과점
$0 < H < 1$	독점적 경쟁
$H = 1$	완전경쟁 또는 자연독점

2) 구조적 모형 - Bresnahan Model

시장경쟁도를 측정하는 대표적인 방법으로 Lerner 지수와 이를 발전시킨 추측적 변동(conjectural variation) 방법이 있다.

Lerner 지수는 시장지배력을 가격이 한계비용을 초과하는 정도로 측정한다.

$$L = \frac{(P - MC_i)}{P} \quad (2.7)$$

P 는 가격이고, MC_i 는 기업 i 의 한계비용이다. Lerner지수는 다음과 같은 한계가 있다. 첫째로 비용과 탄력성이 현실적으로 측정이 어렵다. 둘째로 금융산업과 같이 산출물에 대한 정의가 다양한 산업에는 적용이 어렵다. 셋째로, 다생산물인 산업에서는 산출물의 가격을 일률적으로 정의하기가 어렵다.

다음으로 추측적 변동(conjectural variation) 방법은 특정 기업이 특정 시점에 산출량을 늘렸을 때 동일 산업 내에 있는 다른 기업들의 산출량 변화의 합계를 관찰하여 시장경쟁도를 추정한다. 기업 i 의 이윤을 π_i , 총 수입을 R_i , 총비용을 C_i , 산출량을 q_i , 그리고 기업 i 의 산출량 변화(dq_i)에 대응하는 다른 기업들의 산출량 변화의 합계를 β_i 로 정의했을 때 식 (2.8)이 성립한다.

$$\frac{\partial \pi_i}{\partial q_i} = P(Q) + (1 + \beta_i) \frac{\partial P}{\partial Q} q_i - MC_i = 0 \quad (2.8)$$

정리하면,

$$\beta_i = \frac{P - MC_i}{P} \cdot \left[-\frac{\partial Q}{\partial P} \cdot \frac{P}{Q} \cdot \frac{Q}{q_i} \right] - 1 = L \cdot \frac{\alpha}{MS_i} - 1 \quad (2.8.1)$$

$$\alpha \equiv -\frac{\partial Q}{\partial P} \cdot \frac{P}{Q}, \quad MS_i \equiv \frac{q_i}{Q} \quad (2.8.2)$$

즉 β_i 는 수요의 가격탄력성과(α) 기업 i 의 시장점유율(MS_i), 러너지수(L)로 표현된다.

그리고 Lerner 지수와 추측적 변동(conjectural variation) 방법을 한층 심화시킨 경쟁도 측정방법이 Bresnahan-Lau(1982)의 λ 분석방법이다.

우선 대칭적인 n 개의 기업이 있다고 가정하면, 기업의 이윤함수는 식 (2.9)과 같다.

$$\Pi_i = px_i - c_i(x_i, EX_s) - FC_i \quad (2.9)$$

Π_i 는 이윤, x_i 는 산출량, p 는 산출물의 가격, c_i 는 비용, EX_s 는 개별 기업의 한계비용에는 영향을 주지만 시장 전체 수요함수에는 영향을 주지 않는 외생변수, FC_i 는 i 번째 기업의 고정비용이다.

기업이 직면하는 수요함수는 식 (2.10)와 같다.

$$p = f(X, EX_D) = f(x_1 + x_2 + \dots + x_n, EX_D) \quad (2.10)$$

EX_D 는 시장수요에는 영향을 주지만 한계비용에는 영향을 주지 않는 외생변수이다.

i 번째 기업의 이윤극대화 일계조건(F.O.C.)는 식 (2.11)과 같다.

$$\frac{d\Pi_i}{dx_i} = p + f'(X, EX_D) \frac{dX}{dx_i} x_i - c'_i(x_i, EX_s) = 0 \quad (2.11)$$

모든 기업의 일계조건을 합하면 식 (2.12)과 같다.

$$p + f'(X, EX_D) \frac{dX}{dx_i} \cdot \frac{1}{n} X - c'(x_i, EX_s) = 0 \quad (2.12)$$

정리하면,

$$p = -\lambda f'(X, EX_D)X + c'(x_i, EX_s), \quad \lambda \equiv \frac{dX}{dx_i} \frac{1}{n} = \left(1 + \frac{d \sum_{i \neq j} x_j}{dx_i}\right) \frac{1}{n} \quad (2.13)$$

즉 λ 는 시장에서 평균적인 기업의 추측변동(conjectural variation)의 함수이다. 시장의 경쟁구조가 완전경쟁 형태라면 가격과 한계비용이 같으므로 λ 는 0이다.

완전경쟁시장에서 가격은 외생변수로 간주할 수 있으므로 한 기업의 생산량 증가는 동일한 크기만큼 다른 기업들의 생산량 감소로 이어진다. 쿠르노 모델은 한 기업이 자신의 산출량 변화에 대해 다른 기업들이 보복할 것이라는 예상을 하지 않는다고 가정하므로 $\lambda = 1/n$ 이 된다. 완전한 담합에서는 한 기업의 산출량 증가가 다른 모든 기업들의 산출량 증가로 이어지므로 λ 는 (2.12)과 같이 1이다

$$\lambda \equiv \frac{dX}{dx_i} \frac{1}{n} = \left(1 + \frac{d \sum_{i \neq j} x_j}{dx_i}\right) \frac{1}{n} = \left[1 + \frac{(X - x_i)}{x_i}\right] \frac{1}{n} = \frac{X}{x_i} \cdot \frac{1}{n} = 1, \forall i \quad (2.12)$$

<표 3> λ 와 경쟁구조

λ	손해보험 시장 경쟁구조
$\lambda = 0$	완전경쟁
$0 < \lambda < 1$	독점적 경쟁
$\lambda = 1$	독점 또는 카르텔하의 과점
$\lambda = 1/n$	대칭적 쿠르노 과점(n 은 기업 수)

제 2 절 선행 연구

1) 비구조적 모형 - Panzar&Rosse(1987)

Nathan and Neave(1989)는 1982년부터 1984년까지 캐나다의 은행, 신탁회사, 모기지 회사의 수입, 자본, 노동요소가격에 대한 패널데이터를 가지고 경쟁도를 분석하였다. 추정 결과 H-통계량은 1에 가까웠다. 즉, 캐나다 은행산업은 시장집중도가 높음에도 불구하고 완전경쟁상태에 가깝다는 결론을 내렸다.

Shaffer and DiSalvo(1994)는 미국 펜실베이니아주 은행들을 대상으로 1970년부터 1986년까지의 추측적 변동 추정치와 함께 H-통계량을 함께 계산하였다. 연구 결과, 추측적 변동치가 완전경쟁을 의미하는 -1과 쿠르노 경쟁을 의미하는 0의 중간 상태로 나타났다. 또한 H-통계량은 1.19로 완전경쟁 상태에 도달한 것으로 평가했다.

Bikker and Haaf(2002)는 유럽 은행시장의 경쟁도를 측정하였다. 연구 결과 은행시장은 독점적 경쟁상태를 나타내며 심지어 완전경쟁상태라는 주장도 배제할 수 없다는 결론을 도출했다. 또한 은행을 소형, 중형, 대형으로 나누어 각각의 H-통계량을 구하였다. 그 결과, 소형은행들에게는 경쟁도가 약하고 대형은행들의 경쟁도는 더 강하다는 것을 발견하였다.

Gelos&Roldos(2004)는 1990년대 동유럽과 남미의 신흥국가 은행시장을 대상으로 실증분석을 실시하였고, 시장집중도 상승이 경쟁도의 감소로 이어지지 않는다고 결론지었다.

Sherrill Shaffer(2004)은 Panzar&Rosse(1987) 모형을 이용하여 은행관련 시계열 자료를 분석하였다. 또한 기본적인 축약형 수입함수의 단순변형을 통해 추가적인 계산없이 H-통계량을 직접적으로 추정하는 간편한 방법을 고안하였다.

Yildirim&Philippatos(2007)는 1993년에서 2000년까지의 남미지역 11개 국가를 대상으로 한 패널데이터를 이용하였다. 분석 결과 이들 국가의

은행시장은 독점적 경쟁으로 나타났다. 그리고 시장집중도와 경쟁형태는 무관하다는 결론을 내렸다.

Yuan Yuan(2007)은 비구조적 모형을 이용하여 WTO 가맹전의 중국의 은행산업 경쟁도를 분석하였다. 2001년 이후 중국의 은행산업의 시장 집중도는 낮지 않다는 것이 객관적인 사실이다. 하지만 분석 결과, 중국의 은행시스템은 외국은행이 중국 금융시장에 진입하기 전부터 완전경쟁에 근접해 있었다는 결론을 얻었다.

Kasman and Turgutlu(2008)는 터키 손해보험산업의 시장구조를 분석한 결과 1996~2004년 중에 독점상태에서 독점적 경쟁상태로 변화하였다고 결론지었다. 또한 시장집중도는 경쟁행위와 관련이 없다는 결론을 제시하였다.

국내에서는 이영수·김상규(1995)가 Panzar&Rosse(1987)을 적용하여 1978~1992년의 한국의 은행산업을 분석하였다. 시중은행과 지방은행으로 나누어 은행산업을 분석하였고, 예금을 산출물로 정의할 때와 투입물로 정의할 때 다른 결과를 얻었다. 특히 예금을 산출물로 정의하면 지방은행의 경쟁정도가 심하고 예금을 투입물로 정의하면 시장은행의 경쟁도가 더 높다는 결론을 얻었다.

2) 구조적 모형 - Bresnahan(1982)

Shaffer(1989)는 1941년부터 1983년까지의 시계열 데이터를 이용하여 미국 은행산업의 경쟁도를 분석하였다. 대출규모, 대출금리 그리고 외생 변수로 회사채 금리를 사용하여 λ 값을 추정하였다. 분석 결과, 미국 은행들의 λ 값이 0과 유의하게 다르지 않았고(경쟁수준이 높고), 은행의 수익성은 향상된 것으로 나타났다. 이에 대해 Shaffer는 시장집중도와 수익성 사이의 비례관계는 시장의 독과점적 요인에 기인한 것이 아니라 은행의 경영효율성 제고에 의한 것이라고 주장했다.

Zardkoohi and Fraser(1998)도 미국의 은행시장을 주별로 구별해 1964년

부터 1993년까지의 시장경쟁도를 추정했다. 분석 결과 대부분의 주에서 λ 값이 0과 유의하게 다르지 않았다. 특히 미국 각 주의 은행산업은 이미 경쟁이 치열한 상태여서 주별 규제 완화조치가 전반적으로 은행들의 경쟁도를 높이는 데 효과가 없었다고 주장했다.

Bikker&Haff(2002)는 1970~1990년대 EU 지역 9개 국가의 예금시장과 대출시장을 대상으로 실증분석을 실시했다. 분석 결과 두 시장 모두 완전경쟁에 가까웠다.

Frode Steen(2004)은 노르웨이 전력시장의 실증분석을 통해 병목현상이 시장지배력을 창출할 수 있는지 여부를 분석하였다. Steen(2004)은 수요 측면이 장기에 비탄력적임을 발견하였고, 시장은 평균적으로 경쟁적으로 변해갈 것임을 밝혔다. 그러나 병목현상 기간에는 단기적으로 낮은 수준의 추가이윤을 창출하며 이는 통계적으로 유의하였다. 그러므로 병목현상이 나타나는 날 또는 시간대에 공급자들은 제한적인 시장지배력을 활용할 수 있는 것으로 판단하였다.

국내에서는 김현욱(2003)은 국내 은행산업의 대형화 및 시장집중도 상승에 따른 은행 서비스 시장의 경쟁도 변화를 살펴보았다. 1996년 1월부터 2002년 12월까지의 총 84개의 월별 데이터를 이용하여 국내 대출시장을 실증 분석한 결과, 전체 표본기간 동안에는 국내 은행산업이 완전경쟁수준의 가격결정행태(pricing behavior)를 보였으며, 표본기간을 구분할 경우 시점에 따라 다소 차이는 있으나, 시장집중도 상승이 오히려 은행산업의 경쟁을 심화시켰다는 결론을 내렸다.

제 3 장 실증 분석

제 1 절 HHI와 CR ratio, 당기순이익 비중 추이

시장의 집중도를 측정하는 방법은 Herfindahl-Hirschman index(HHI)¹⁾와 시장집중율(CR1, CR4²⁾)이 있다.

Grace et. al.(2001)은 미국 사우스캐롤라이나 주의 자동차 보험 개혁에 대한 연구를 하였는데, 자동차보험 효율자유화의 초기성과를 긍정적으로 평가하였다. 즉, 전반적인 보험료 수준은 떨어졌고, 보험회사들이 자발적 시장에서 리스크 세분화 효율을 사용함으로써 잔여시장은 거의 사라지게 된 것이다. 즉, 보험의 가용성(availability)이 향상된 것으로 평가하였다. 이 연구에서는 손해보험시장의 집중도를 측정하기 위해서 HHI와 시장 집중율(CR)을 사용하였다. 또한 HHI와 CR 비율이 총자산과 보험료 등 양적인 부문에 초점을 맞추어 계산되므로 질적인 부문 반영을 위해 당기순이익 구성 비중 추이에 대한 자료를 추가하였다.

<그림 1>을 통해 손해보험산업의 HHI와 CR1, CR4의 변화 추이를 살펴 보면 지난 11년간 선도자 그룹(삼성화재, 현대해상, 동부화재, LIG손해보험)의 지위는 안정적이기는 하나 향상되지는 않은 것으로 보인다. 이는 <표 4>에서 알 수 있듯이 산업 집중도를 경과보험료 기준으로 하든지 총자산을 기준으로 하든지 큰 차이는 없다.

1) $HHI = \sum (MS_i)^2$, MS : Market Share

2) 상위 1개사의 시장점유율 : CR1, 상위 4개사의 시장점유율 : CR4

〈그림 1〉 시장집중도 변화 추이(경과보험료 기준)

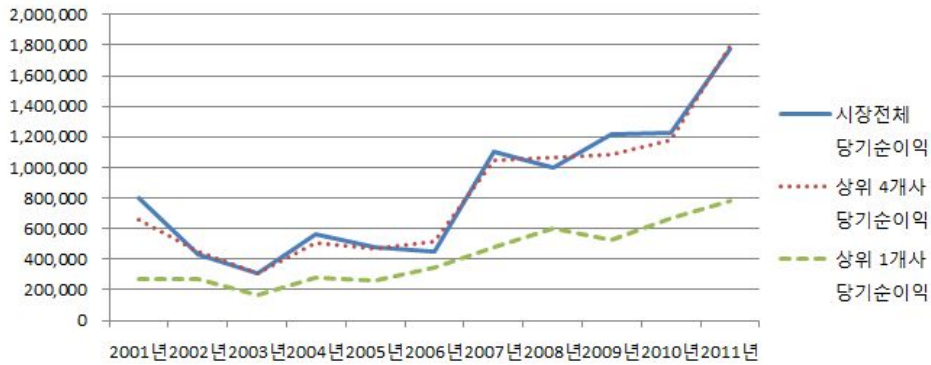


〈표 4〉 손해보험시장 시장점유율 추이

연도	경과보험료 기준			총자산 기준		
	HHI	CR1	CR4	HHI	CR1	CR4
2001	1,697.8	31.1%	73.8%	1,982.3	36.9%	76.0%
2002	1,817.0	33.0%	75.9%	2,056.2	37.7%	77.6%
2003	1,857.8	33.6%	76.8%	2,154.5	39.0%	79.1%
2004	1,885.7	33.6%	77.7%	2,200.3	39.4%	80.3%
2005	1,892.1	33.2%	78.6%	2,204.6	39.3%	80.8%
2006	1,836.9	31.9%	78.0%	2,175.8	38.7%	80.6%
2007	1,802.8	31.4%	77.2%	2,095.3	37.2%	80.1%
2008	1,721.2	30.1%	75.3%	2,045.6	36.7%	78.9%
2009	1,682.4	28.7%	74.3%	2,004.6	35.9%	78.2%
2010	1,691.6	28.9%	74.6%	1,981.3	35.6%	77.8%
2011	1,687.2	27.7%	75.9%	1,864.4	33.5%	76.7%

하지만 Grace et. al.의 방법론에 따라 당기순이익 구성 비중을 살펴보면 흥미로운 사실을 발견할 수 있다. 〈그림 2〉에서 보듯이 시장 전체의 순이익과 선도자 그룹의 순이익은 거의 일치한다.

〈그림 2〉 당기순이익 변화 추이(단위:100만원)



〈표 5〉 당기순이익 점유율 추이

연도	시장전체 당기순이익	상위 4개사 당기순이익	상위 1개사 당기순이익
2001	796,108	662,354	274,801
	100.0%	83.2%	34.5%
2002	433,474	452,724	267,778
	100.0%	104.4%	61.8%
2003	310,365	306,881	170,123
	100.0%	98.9%	54.8%
2004	560,351	505,768	278,206
	100.0%	90.3%	49.6%
2005	474,026	464,906	262,042
	100.0%	98.1%	55.3%
2006	445,409	515,853	341,174
	100.0%	115.8%	76.6%
2007	1,105,484	1,043,819	476,490
	100.0%	94.4%	43.1%
2008	997,295	1,062,624	598,708
	100.0%	106.6%	60.0%
2009	1,219,977	1,083,552	524,510
	100.0%	88.8%	43.0%
2010	1,223,829	1,181,468	664,852
	100.0%	96.5%	54.3%
2011	1,771,855	1,795,867	784,529
	100.0%	101.4%	44.3%

또한 <그림3>은 경과보험료 기준 HHI, CR4, 그리고 HHI를 각각 2001년 값을 기준(2001년=100)으로 지수화하여 변화추이를 살펴본 것이다. <그림 3>에서 보듯이 HHI, CR4의 증감과 당기순이익 점유율 사이에는 뚜렷한 동조성이 관찰되지 않는다.

〈그림 3〉 HHI, CR4, 상위 4개사 당기순이익 점유율
변화 추이(2001년=100)



결론적으로 S-C-P 이론과는 달리 집중도 개선 없이도 선도자 그룹의 성과는 개선되었다, 그러므로 실증분석연구방법(NEIO : New Empirical Industrial Organization Approach)인 Panzar-Rosse 모형과 Bresnahan 모형을 통해 손해보험 산업 전체와 선도자 그룹과 추종자 그룹의 경쟁 강도 변화 추이를 각각 고찰해 볼 필요성이 있다.

제 2 절 비구조적 모형

1) 모형설정

본 연구에서는 국내 손해보험 시장의 경쟁구조를 측정하기 위해 Shaffer(1982), Nathan&Neave(1989), J.A.Bikker &K.Haaf(2000), Adnan Kasman&Evrin Turgutlu(2007)의 방법론에 따라 식 (3.1)을 설정하였다.

$$\ln(IOI) = \alpha_0 + \sum_{l=1}^5 \alpha_l \ln(COST_l) + \sum_{j=1}^5 \beta_j \ln(EXS_j) + \varepsilon \quad (3.1)$$

<표 6> 비구조적 모형의 변수

변 수		정 의
종속변수(수입)	<i>IOI</i>	경과보험료
설명변수 (요소가격)	<i>COST</i> ₁	인건비 요소가격
	<i>COST</i> ₂	고정자산 요소가격
	<i>COST</i> ₃	설계사 요소가격
	<i>COST</i> ₄	대리점 운영 비용
	<i>COST</i> ₅	준비금 보유 비용
통제변수	<i>EXS</i> ₁	장기보험 비율
	<i>EXS</i> ₂	화재보험 비율
	<i>EXS</i> ₃	총자산 대비 발생손해액 비율
	<i>EXS</i> ₄	총자산 대비 비운용자산 비율
	<i>EXS</i> ₅	실질 총자산(총자산/CPI)

현재 시장에서 보험료의 총수입으로 사용하고 있는 지표는 원수보험료와 보유보험료³⁾, 경과 보험료⁴⁾ 등이 있다. 금융감독원은 글로벌 금융위기

3) 보유보험료 = 원수보험료 + 수재보험료 - 출재보험료

4) 보험계약에 있어서, 보험연도와 보험회사의 사업연도가 일치하지 않으므로 그 보험연도에 해당한 보험료 중 일부는 당해사업연도에 해당되고 나머지 부분은 차기사업연도의 일부에 해당된다. 이때 전자를 경과보험료라하고 후자를 미경과보험료라 부른다.

등 리스크 관리가 감독과 보험경영의 핵심과제로 대두되고 있음에도 여전히 일부 손보사가 원수보험료를 기준으로 한 외형성장과 단기실적 위주의 영업에 치중하고 있다고 지적했다. 그래서 2010년 4분기부터 경영평가나 임직원의 실적평가지 사용했던 원수보험료 지표를 보유보험료와 손익 중심으로 변경하였다. 다만, 본 연구에서는 보험료 중 당해 사업연도 보험료 부분인 경과보험료를 사용한다. 이는 계약자로부터 받은 보험료는 당해 보험사업연도에 귀속되지 않고 차기 보험 사업연도의 보험기간에 귀속되는 미경과 보험료가 포함되어 있기 때문에 당해 사업연도에 귀속되는 보험료만을 사용하는 것이 더 정확하기 때문이다.

또한 J.A.Bikker & K.Haaf(2000)의 방법론에 따라 산업내의 기업을 선도자 그룹과 추종자 그룹으로 구분하여 연구한다. 그리고 산업 전체의 경쟁도에 영향을 주었을 것으로 추정되는 온라인 전업 3사가 등장한 2008년을 중심으로 분석 기간을 세분화한다. 즉, 전체기간 중 1기를 2001년 4월에서 2005년 3월까지로 설정한다. 또한 2기를 2005년 4월에서 2008년 12월, 3기를 2009년 1월에서 2012년 3월로 나누어서 분석을 진행한다.

추가적으로 본 연구에서는 고정효과 모형(Fixed Effect Model)을 사용하지 않았으나 기간별, 선도자 및 추종자 그룹별 경쟁도를 나누어 추정하므로써 관측되지 않는 이분산성을 어느 정도 통제할 수 있다.

H-통계량은 식 (3.1)을 추정한 결과에서 노동가격탄력성, 설계사 노동 가격 탄력성, 대리점 운영 가격 탄력성, 자본 가격 탄력성, 준비금 보유 기회비용 탄력성의 합이다.

$$H = \sum_{k=1}^5 \alpha_k \quad (3.2)$$

2)-1 손해보험 산업 전체의 경쟁도 측정

손해보험 산업 모든 기업을 대상으로 H-통계량을 도출하면 다음과 같다.

〈표 7〉 H-통계량(전체)

	전체	선도자	추종자
전 기간	0.17281	0.12434	0.19325
1기	0.02667	-0.02604	0.00292
2기	0.3343	0.28903	0.46695
3기	0.44637	0.35007	0.86749

손해보험 산업 전체의 H-통계량을 계산하면 0.17281로 산업의 경쟁수준이 상당히 낮은 것으로 해석된다. 한편 Wald Test를 통해 시장 경쟁구조가 완전경쟁(H-통계량=1)인지 독점(H-통계량=0)인지를 검정하면, 시장구조가 독점이라는 가설 역시 기각되는 것으로 볼 때 손해보험시장은 독점적 경쟁시장으로 볼 수 있다.

그리고 H-통계량은 시간이 흐름에 따라 점점 증가하고 있다. 즉 1기에는 경쟁도가 낮은 수준이었지만 지속적으로 산업의 경쟁이 강화되었다. 그 결과 3기 및 현재 손해보험시장의 경쟁도는 상당히 높은 수준에 도달하였다.

설명변수의 계수($\alpha_2, \alpha_3, \alpha_4, \alpha_5$)는 통계적으로 유의미하며 인건비 요소가 격 탄력성(α_1)을 제외하고는 양(+)의 값을 보인다. 분석기간을 세분화한 경우에도 대부분의 경우 같은 결과를 나타낸다.

통제변수를 살펴보면 전 기간 뿐만 아니라 각 기간별 분석에서도 장기보험 비율의 계수(β_1)는 양(+)의 값을, 화재보험 비율의 계수(β_2)는 음(-)의 값을 나타낸다. 이는 손해보험 업계는 자동차 보험이나 화재보험의 수익률이 높지 않아 이들의 판매비중을 낮추고 연금보험 등 장기보험 비중을 높이려는 관행이 반영된 것이다.

〈표 8〉 산업 전체의 경쟁구조 추정 결과 (종속변수 : 경과보험료)

Variable		Parameter
$COST_1$	인건비 요소가격	-0.01711* (0.00678)
$COST_2$	고정자산 요소가격	0.06012*** (0.00521)
$COST_3$	신계약 및 수금비 요소가격	0.01229** (0.00437)
$COST_4$	대리점 수수료 비용	0.08035*** (0.00648)
$COST_5$	준비금 보유 비용	0.03716*** (0.00978)
EXS_1	장기보험 비율	0.46465*** (0.01647)
EXS_2	화재 보험 비율	-0.04173*** (0.00609)
EXS_3	총자산 대비 발생손해액 비율	0.40104*** (0.01195)
EXS_4	총자산 대비 비운용자산비율	0.18861*** (0.01257)
EXS_5	실질 총자산(총자산/CPI)	0.94908*** (0.00397)
R^2	0.9947	
(Adjusted- R^2)	(0.9947)	
H-statistic	0.17281	
Wald test	2910.03	
H=1	(<.0001)	
Wald test	127.02	
H=0	(<.0001)	
관측치 수	1285	
기업 수	11	

주) *** : 1% 유의수준에서 통계적으로 유의미함

** : 5% 유의수준에서 통계적으로 유의미함

* : 10% 유의수준에서 통계적으로 유의미함

계수추정치 아래 ()는 표준오차 , Wald test 통계량 아래 ()는 p-value

〈표 9〉 산업전체의 기간별 경쟁구조 추정 결과 (종속변수 : 경과보험료)

Variable	1기 (2001.4~2005.3)	2기 (2005.4~2008.12)	3기 (2009.1~2012.3)
$COST_1$	-0.04237*** (0.00869)	-0.02446** (0.00855)	-0.00712 (0.01575)
$COST_2$	0.05569*** (0.0068)	0.05202*** (0.00789)	0.08598*** (0.01304)
$COST_3$	-0.01133* (0.00574)	0.00946 (0.00927)	0.02539* (0.01197)
$COST_4$	-0.00882 (0.00845)	0.04545*** (0.01111)	0.13262*** (0.01464)
$COST_5$	0.0335*** (0.00718)	0.25183** (0.07617)	0.2095** (0.07704)
EXS_1	0.24906*** (0.02129)	0.5262*** (0.02732)	0.4301*** (0.06761)
EXS_2	0.04659*** (0.00849)	-0.07287*** (0.00868)	-0.05061** (0.01559)
EXS_3	0.29388*** (0.01699)	0.39633*** (0.02336)	0.38311*** (0.02429)
EXS_4	0.14061*** (0.01477)	0.15501*** (0.02373)	0.31012*** (0.04169)
EXS_5	0.99249*** (0.005)	0.91472*** (0.00514)	0.96773*** (0.01281)
R^2	0.9968	0.9967	0.9901
(Adjusted- R^2)	(0.9967)	(0.9966)	(0.9898)
H-statistic	0.02667	0.3343	0.44637
Wald test	3403.62	65.07	41.94
H=1	(<.0001)	(<.0001)	(<.0001)
Wald test	2.55	16.41	27.26
H=0	(0.1108)	(<.0001)	(<.0001)
관측치 수	480	448	356
기업 수	11	11	10

주) *** : 1% 유의수준에서 통계적으로 유의미함

** : 5% 유의수준에서 통계적으로 유의미함

* : 10% 유의수준에서 통계적으로 유의미함

계수추정치 아래 ()는 표준오차 , Wald test 통계량 아래 ()는 p-value

2)-2 선도자 그룹의 경쟁도 측정

선도자 그룹의 H-통계량을 도출하면 <표 9>과 같다.

<표 10> 선도자 그룹의 H-통계량

	전체	선도자	추종자
전 기간	0.17281	0.12434	0.19325
1기	0.02667	-0.02604	0.00292
2기	0.3343	0.28903	0.46695
3기	0.44637	0.35007	0.86749

전 기간의 H-통계량은 0.12434로 삼성화재, 현대해상, 동부화재, LIG 손해보험 4사의 시장 선도자로서의 지위는 안정적이다.

H-통계량이 시간이 흐름에 따라 점점 증가하고 있다. 1기에는 상당히 낮은 수준의 경쟁에 직면하지만 지속적으로 산업의 경쟁이 강화된 결과 3기 및 현재는 선도자 그룹 역시 높은 수준의 경쟁을 감수해야 하는 것으로 판단된다. 한편 Wald Test를 통해 시장 경쟁구조가 완전경쟁(H=1)인지 독점(H=0)인지를 검정하면, 전 기간 및 개별 기간에는 시장구조가 완전경쟁이라는 가설이 기각된다. 하지만 경쟁구조가 독점이라는 가설(H=0)은 1기 및 2기에는 기각할 수 없지만 3기에는 기각된다. 즉, 선도자 그룹의 독점적 지위는 경쟁이 강화되면서 점차 약화되고 있다.

전체 산업을 대상으로 분석한 결과와 마찬가지로 고정자산 요소가격 계수(α_2), 대리점 수수료 비용 계수(α_4), 준비금 보유비용 계수(α_5)는 전체 및 개별 기간에서 대부분 양(+)의 값을 보인다. 그러나 선도자 그룹의 인건비 요소가격 계수(α_1) 뿐만 아니라 신계약비 탄력성 계수(α_3) 역시 음(-)의 값을 나타낸다. 이를 통해 인건비와 관련된 부분에서 선도자 그룹의 독점적 지위 보유에 따른 이익을 잘 관찰할 수 있다.

통제변수는 전체 산업의 분석결과와 마찬가지로 장기보험 비율의 계수는 양(+)의 값을, 화재보험 비율의 계수는 음(-)의 값을 나타낸다.

〈표 11〉 선도자의 경쟁도 추정 결과 (종속변수 : 경과보험료)

Variable		Parameter
$COST_1$	인건비 요소가격	-0.0462*** (0.00791)
$COST_2$	고정자산 요소가격	0.03595*** (0.00818)
$COST_3$	신계약 및 수금비 요소가격	-0.00144 (0.00646)
$COST_4$	대리점 수수료 비용	0.09447*** (0.01147)
$COST_5$	준비금 보유 비용	0.04156*** (0.01131)
EXS_1	장기보험 비율	0.68911*** (0.03285)
EXS_2	화재 보험 비율	-0.06688*** (0.00971)
EXS_3	총자산 대비 발생손해액 비율	0.35975*** (0.02218)
EXS_4	총자산 대비 비운용자산비율	0.08084** (0.0252)
EXS_5	실질 총자산(총자산/CPD)	0.83971*** (0.01157)
R^2	0.9912	
(Adjusted- R^2)	(0.9911)	
H-statistic	0.12434	
Wald test	2046.41	
H=1	(<.0001)	
Wald test	41.26	
H=0	(<.0001)	
관측치 수	525	
기업 수	4	

주) *** : 1% 유의수준에서 통계적으로 유의미함

** : 5% 유의수준에서 통계적으로 유의미함

* : 10% 유의수준에서 통계적으로 유의미함

계수추정치 아래 ()는 표준오차, Wald test 통계량 아래 ()는 p-value

〈표 12〉 각 기간별 선도자의 경쟁도 추정 결과 (종속변수 : 경과보험료)

Variable	1기 (2001.4~2005.3)	2기 (2005.4~2008.12)	3기 (2009.1~2012.3)
$COST_1$	-0.0163 (0.01057)	-0.0309* (0.01257)	-0.01729 (0.01315)
$COST_2$	0.04074*** (0.01143)	-0.01326 (0.01394)	0.09555*** (0.01742)
$COST_3$	-0.02976* (0.01402)	-0.01251 (0.01353)	-0.00874 (0.00936)
$COST_4$	-0.05048* (0.02027)	0.1828*** (0.02544)	0.07174*** (0.01668)
$COST_5$	0.02979*** (0.00866)	0.1629 (0.21743)	0.20881*** (0.05477)
EXS_1	0.31554*** (0.04392)	0.54705*** (0.05721)	0.79476*** (0.07688)
EXS_2	-0.00033978(0.01531)	-0.02067 (0.01532)	-0.04828** (0.01766)
EXS_3	0.32607*** (0.02839)	0.28248*** (0.03429)	0.38919*** (0.04371)
EXS_4	-0.11916** (0.04161)	0.04012 (0.05116)	0.27057*** (0.0511)
EXS_5	0.82627*** (0.01652)	0.85684*** (0.02505)	0.94701*** (0.02746)
R^2	0.9917 (0.9912)	0.9897 (0.9891)	0.9837 (0.9826)
(Adjusted - R^2)			
H-statistic	-0.02604	0.28903	0.35007
Wald test	1839.21	11.5	89.34
H=1	(<.0001)	(0.0009)	(<.0001)
Wald test	1.18	1.9	25.92
H=0	(0.2782)	(0.1698)	(<.0001)
관측치 수	192	180	153
기업 수	4	4	4

주) *** : 1% 유의수준에서 통계적으로 유의미함

** : 5% 유의수준에서 통계적으로 유의미함

* : 10% 유의수준에서 통계적으로 유의미함

계수추정치 아래 ()는 표준오차 , Wald test 통계량 아래 ()는 p-value

2)-3 추종자 그룹의 경쟁도 측정

추종자 그룹의 H-통계량을 도출하면 다음과 같다.

〈표 13〉 추종자의 H-통계량

	전체	선도자	추종자
전 기간	0.17281	0.12434	0.19325
1기	0.02667	-0.02604	0.00292
2기	0.3343	0.28903	0.46695
3기	0.44637	0.35007	0.86749

추종자 그룹의 전 기간 H-통계량은 0.19325이고 시장 경쟁구조가 완전 경쟁이라는 가설과 독점이라는 가설 모두가 기각된다. 즉 손해보험시장의 추종자 그룹은 독점적 경쟁상태에서 조업 중이라는 결론을 내릴 수 있다.

H-통계량의 변화를 살펴보면 추종자 그룹이 직면하는 경쟁 강도가 급격히 증가함을 알 수 있다. 그리고 시장구조가 완전경쟁($H=1$)인지에 대해 검정하면 전체 및 1기와 2기에는 기각할 수 있으나 3기에는 기각할 수 없다. 반대로 시장구조가 독점($H=0$)인지에 대해 검정하면 1기에는 기각할 수 없으나 2기와 3기에는 기각할 수 있다.

또한 인건비 요소가격 계수(α_1)는 1기와 2기에는 음(-)의 값을 가지나 3기와 전체 기간에는 양(+)의 값을 가지며 이는 산업 전체의 분석이나 선도자 그룹의 분석과는 다른 결과를 보인다. 즉, 선도자 그룹과 추종자 그룹은 인건비에 대한 의사 결정 능력에 차이가 있을 것이다.

통제변수는 전체 산업의 분석결과와 마찬가지로 장기보험 비율의 계수(β_1)는 양(+)의 값을, 화재보험 비율의 계수(β_2)는 음(-)의 값을 나타낸다.

〈표 14〉 추종자의 경쟁도 추정 결과 (종속변수 : 경과보험료)

Variable		Parameter
$COST_1$	인건비 요소가격	0.01155 (0.00938)
$COST_2$	고정자산 요소가격	0.04356*** (0.00681)
$COST_3$	신계약 및 수금비 요소가격	0.02282*** (0.00638)
$COST_4$	대리점 수수료 비용	0.08417*** (0.00845)
$COST_5$	준비금 보유 비용	0.03115* (0.01316)
EXS_1	장기보험 비율	0.42833*** (0.02091)
EXS_2	화재 보험 비율	-0.07431*** (0.00879)
EXS_3	총자산 대비 발생손해액 비율	0.37159*** (0.01476)
EXS_4	총자산 대비 비운용자산 비율	0.16772*** (0.01555)
EXS_5	실질 총자산(총자산/CPI)	0.93586*** (0.00716)
R^2	0.9859	
(Adjusted- R^2)	(0.9857)	
H-statistic	0.19325	
Wald test	1540.95	
H=1	(<.0001)	
Wald test	88.42	
H=0	(<.0001)	
관측치 수	760	
기업 수	7	

주) *** : 1% 유의수준에서 통계적으로 유의미함

** : 5% 유의수준에서 통계적으로 유의미함

* : 10% 유의수준에서 통계적으로 유의미함

계수추정치 아래 ()는 표준오차 , Wald test 통계량 아래 ()는 p-value

<표 15> 각 기간별 추종자의 경쟁도 추정 결과 (종속변수 : 경과보험료)

Variable	1기 (2001.4~2005.3)	2기 (2005.4~2008.12)	3기 (2009.1~2012.3)
$COST_1$	-0.01657 (0.00933)	-0.00695 (0.0107)	0.07037* (0.03237)
$COST_2$	0.00922 (0.00695)	0.0684*** (0.01073)	0.05813** (0.01881)
$COST_3$	-0.0053 (0.00558)	0.00155 (0.01258)	0.05407* (0.0211)
$COST_4$	-0.01165 (0.00807)	0.04743** (0.01491)	0.15923*** (0.02081)
$COST_5$	0.02722*** (0.00723)	0.35652** (0.11419)	0.52569** (0.17735)
EXS_1	0.17233*** (0.02053)	0.52017*** (0.03484)	0.28841* (0.11491)
EXS_2	0.00345 (0.01084)	-0.08201*** (0.01323)	-0.07847** (0.02508)
EXS_3	0.24726*** (0.01677)	0.3506*** (0.0318)	0.33596*** (0.03452)
EXS_4	0.11682*** (0.01455)	0.15581*** (0.02896)	0.39004*** (0.07482)
EXS_5	0.97269*** (0.00743)	0.86998*** (0.01461)	0.90466*** (0.02282)
R^2 (Adjusted- R^2)	0.9916 (0.9913)	0.9877 (0.9872)	0.9698 (0.9683)
H-statistic	0.00292	0.46695	0.86749
Wald test	3650.19	18.01	0.47
H=1	(<.0001)	(<.0001)	(0.4928)
Wald test	0.03	13.82	20.24
H=0	(0.8594)	(0.0002)	(<.0001)
관측치 수	289	268	203
기업 수	7	7	6

주) *** : 1% 유의수준에서 통계적으로 유의미함

** : 5% 유의수준에서 통계적으로 유의미함

* : 10% 유의수준에서 통계적으로 유의미함

계수추정치 아래 ()는 t-value , Wald test 통계량 아래 ()는 p-value

제 3 절 구조적 모형

1) 모형설정

Bresnahan(1982) 모형을 손해보험시장에 적용한다. 시장지배력(market power)을 측정하기 위한 λ 값은 수요함수와 공급함수의 연립방정식체계(simultaneous system)로부터 구할 수 있다. 우선 수요함수를 살펴보면 (3.3)식과 같다.

$$Q = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot P + \alpha_2 EXD + \alpha_3 PEXD + \varepsilon \quad (3.3)$$

먼저 손해보험사의 산출물은 경과보험료(IOI)를 소비자물가지수(CPI)로 할인하여 실질가치화한 값(Q)으로 선정했다. 보험료가 가격과 총수입의 성격 모두를 지니고 있기 때문에 보험회사의 산출물로 인식하는 데는 논란의 소지가 있다. 특히 손해보험사 매출의 60% 이상을 차지하는 장기보험상품의 보험료는 전체 보험계약기간 동안의 보험료를 평균화해 산정하기 때문에 보험계약 초기에는 보험회사가 담보하는 위험의 가치를 전부 대변하지 못한다는 한계를 가지고 있다. 또한 그동안 은행, 보험 등 금융업의 산출물에 대해서는 Humphrey(1987) 등 많은 연구 결과가 제시되었지만, 아직까지 일관된 정의는 정립되지 않은 상태이다.

다만, 보험회사 산출물에 대한 기존연구로 Gardner and Grace(1993), Donni and Fecher(1997) 등을 보면 대개 Berger et al.(1987)이 제시한 방법을 토대로 보험료를 보험회사의 산출물에 대한 대응치로 사용하는 것이 일반적이다. 그리고 보험료가 보험회사가 계약자들의 위험을 담보하면서 발생하는 반대급부에 대한 가치평가액이라는 점에서 보험회사의 산출물 대응치로 사용하는 것이 부당하지는 않다는 것이 이러한 연구들의 주장이다.

P 는 보험가격으로서 사업비율⁵⁾과 경과손해율⁶⁾의 합을 대응변수(proxy)로

사용하였다. 보험산업에서는 총수입(Total Revenue) 및 산출량 성격의 보험료만 관찰되고 가격변수를 직접적으로 관찰할 수 없다. 또한 특약에 따라 수많은 상품이 판매되므로 상품의 가격 변수를 일률적으로 정의할 수 없다.

그러나 2007년 10월부터 “위험률 산출 및 적용에 관한 모범 기준”이 시행되었고 이에 근거하여 손해보험사가 경험위험률과 사업비율을 합한 것에 마크업(mark-up)을 더하여 가격설정을 할 수 있게 되었다. 이러한 보험사의 행동에 착안, 사업비율과 경과손해율의 합을 가격의 대리 변수(proxy)로 사용하여 손해보험시장의 경쟁도를 분석한다.

EXD는 보험수요에는 영향을 주지만 한계비용에는 영향을 주지 않는 외생변수이다. 본 연구에서는 보험상품이 채권, 펀드, 예금 등 타 금융상품의 대체재이므로 이자율의 영향을 받을 것이라는 점에 주목하여 5년 만기 국고채 금리를 외생변수로 사용하였다.

수요함수를 정리하면 식 (3.3.1)과 같다.

$$P = \frac{1}{\alpha_1 + \alpha_3 EXD} [Q - \alpha_0 - \alpha_2 EXD - \varepsilon] \quad (3.3.1)$$

식 (3.3.1)에 i 번째 기업의 상품공급 규모를 곱하면 총수입 함수(TR)를 도출할 수 있다.

$$TR_i = \frac{1}{\alpha_1 + \alpha_3 EXD} [Q - \alpha_0 - \alpha_2 EXD - \varepsilon] Q_i = P \cdot Q_i \quad (3.4)$$

(3.4)식을 i 번째 기업의 공급량(Q_i)로 미분하면 i 번째 기업의 한계수입(3.5)을 구할 수 있다.

5) 사업비율 = 순사업비/경과보험료
6) 경과손해율 = 경과손해액/경과보험료

$$\begin{aligned}
MR_i &= \frac{dTR_i}{dQ_i} = \frac{1}{\alpha_1 + \alpha_3 EXD} [Q - \alpha_0 - \alpha_2 EXD - \epsilon] + \frac{1}{\alpha_1 + \alpha_3 EXD} \frac{dQ}{dQ_i} Q_i \\
&= P + \frac{\lambda n}{\alpha_1 + \alpha_3 EXD} Q_i \quad (3.5)
\end{aligned}$$

i 번째 기업의 한계비용함수는 식 (3.6)과 같다.

$$MC_i = \beta_0 + \beta_1 Q_i + \sum_{k=1}^5 \beta_{k+1} EXS_{ki} + v_i \quad (3.6)$$

여기서 EXS 는 보험상품의 공급에 영향을 미치는 외생적인 변수이다. 본 연구에서는 비구조적 모형과 마찬가지로 직원 1인당 평균 인건비(EXS_1), 설계사 1인당 신계약비(EXS_2), 대리점 운영비용(EXS_3), 고정자산 요소가격(EXS_4), 준비금 보유비용(EXS_5)를 사용한다.

한계수입과 한계비용이 일치하는 시장균형조건을 구해보면,

$$P + \frac{\lambda n}{\alpha_1 + \alpha_3 EXD} \times Q_i = \beta_0 + \beta_1 IOI_i + \sum_{k=1}^5 \beta_{k+1} EXS_{ki} + v_i \quad (3.7)$$

평균을 취하면 보험시장의 공급함수를 구할 수 있다.

$$P = -\lambda key + \beta_0 + \beta_1 Q + \sum_{k=1}^5 \beta_{k+1} EXS_k + v, \quad key = \frac{IOI}{\alpha_1 + \alpha_3 EXD} \quad (3.8)$$

식 (3.3)와 (3.8)로부터 구한 λ 값으로부터 손해보험시장의 경쟁정도를 파악할 수 있다. 단 Lau(1981)와 Bresnahan(1982)에 따르면 수요함수와 공급함수가 모두 식별(identified)된다 하더라도 수요함수에 내생적인(endogenous) 가격과

외생변수 가운데 한 변수와 이 가격과의 교차항이 포함되어 있어야만 λ 가 식별가능(identifiable)하다. 즉 λ 는 α_1, α_3 이 모두 0이 아닐 때에만 식별 될 수 있다.

한편 본 연구에서는 국내 손해보험시장이 구조적 변화를 겪게 되었을 것으로 예측되는 시점을 더미변수(dummy variable) D를 식 (3.9)에 추가하였다.

$$P = -\lambda \cdot key + \beta_0 + \beta_1 Q + \sum_{k=1}^5 \beta_{k+1} \cdot EXS_k - \lambda \cdot D \cdot key + v \quad (3.9)$$

2)-1 분석 결과 - 기본모형 및 기간·추종자 그룹 더미 사용

먼저 수요함수를 추정하면 다음과 같다.

$$Q = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot P + \alpha_2 EXD_1 + \alpha_3 P \cdot EXD + \varepsilon \quad (3.3)$$

〈표 16〉 Bresnahan 모형의 수요함수 추정 결과

변수	계수	
상수항	α_0	13602*** (2061.96383)
P	α_1	-15226*** (3425.26943)
EXD	α_2	-1412.49272*** (416.64149)
$P \cdot EXD$	α_3	1664.54828** (683.90584)
R^2	0.2383	
(Adjusted- R^2)	(0.2348)	

주) *** : 1% 유의수준에서 통계적으로 유의미함

** : 5% 유의수준에서 통계적으로 유의미함

* : 10% 유의수준에서 통계적으로 유의미함

계수추정치 아래 ()는 표준오차

<표 16>을 살펴보면 가격은 수요에 음(-)의 영향을 준다. ($\alpha_1 < 0$) 또한 외생변수를 살펴보면 보험의 대체재인 금융상품의 가치를 대표하는 3년 만기 국채수익률 역시 보험상품 수요에 음(-)의 영향을 준다. ($\alpha_3 < 0$)

한편 가격과의 교차항의 계수(α_3)가 통계적으로 유의미하고 0이 아니므로 수요함수와 공급함수가 식별된다면 λ 가 식별가능(identifiable)하다.

<표 16>에서 구한 α_1, α_3 을 안다고 가정하고 공급함수 식 (3.8)을 추정하면 <표 17>과 같은 결과를 구할 수 있다. 또한 선도자 그룹(삼성화재, 현대해상, 동부화재, LIG손해보험)이외의 추종자 그룹 더미변수를 추가하여 식 (3.9)를 추정하였다.

$$P = -\lambda key + \beta_0 + \beta_1 Q + \sum_{k=1}^5 \beta_{k+1} \cdot EXS_k + v \quad (3.8)$$

$$P = -\lambda \cdot key + \beta_0 + \beta_1 Q + \sum_{k=1}^5 \beta_{k+1} \cdot EXS_k - \lambda \cdot D \cdot key + v \quad (3.9)$$

기본모형의 분석 결과, 손해보험시장 전체의 λ 는 0.24627이며 통계적으로 유의미하다. 즉, 손해보험시장은 독점적 경쟁시장이고 상당히 높은 수준의 경쟁에 직면해 있다. 그리고 손해보험산업 경쟁도의 동태적인 변화를 관찰하기 위해 2기(2005.4~2008.12)와 3기(2009.1~2012.3)에 더미를 주어 분석하였다. 분석 결과 2기와 3기의 더미계수가 각각 0.31198, 0.32159로 음(-)의 값을 가지며 통계적으로 유의미하다. 즉, 시간의 경과에 따라 손해보험산업의 경쟁도가 강화되어 왔다는 결론을 내릴 수 있다.

외생변수에 대한 계수 추정치를 살펴보면 직원 1인당 평균 인건비(β_2), 설 계사 1인당 신계약비(β_3), 대리점 운영비용(β_4), 고정자산 요소가격(β_5), 준비금 보유비용(β_6) 모두 가격에 양(+)의 영향을 준다. 반면 공급량의 계수 추정치(β_1)는 음(-)의 값을 지나 그 크기가 매우 작고 통계적으로 유의미하지 않다. 이는 보험상품의 가격이 공급량 자체와는 연관성이 낮다는 것을 나타낸다.

〈표 17〉 Bresnahan 모형의 λ 추정 결과

		기본 모형	추종자 그룹 더미 사용
상수항	β_0	2.27775*** (0.11497)	2.26092*** (0.11367)
공급량	β_1	-0.0000235 (0.00001623)	-0.0000591** (0.00002105)
외생변수	β_2	0.00025395 (0.00085377)	0.00060075 (0.00084251)
	β_3	0.24392*** (0.02429)	0.28983*** (0.02981)
	β_4	0.0633*** (0.01109)	0.074*** (0.01118)
	β_5	0.24447*** (0.05639)	0.25929*** (0.05573)
	β_6	0.2359 (0.12959)	0.29484* (0.12866)
2기 기간 더미 (2005.4~2008.12)			0.31198*** (0.07597)
3기 기간 더미 (2009.1~2012.3)			0.32159** (0.09758)
그룹 더미			-0.64481*** (0.11844)
식별변수	λ	0.24627* (0.11662)	0.33187* (0.12864)
	$\lambda + \beta_7$	0.24627	-0.31294
R^2		0.2173	0.2443
(Adjusted- R^2)		(0.2131)	(0.2384)

주) *** : 1% 유의수준에서 통계적으로 유의미함

** : 5% 유의수준에서 통계적으로 유의미함

* : 10% 유의수준에서 통계적으로 유의미함

계수추정치 아래 ()는 표준오차

또한 추종자 그룹 더미계수는 -0.66481이며 시장의 경쟁강도를 나타내는 식별계수($\lambda + \beta_7$)는 -0.31294이다. 추종자가 완전경쟁에 직면해 있는지($H_0: \lambda + \beta_7 = 0$) 독점적 지위를 누리고 있는지($H_0: \lambda + \beta_7 = 1$) 검정해보면 <표 18>과 같이 첫 번째 가설은 기각할 수 없으나 두 번째 가설은 기각한다. 즉, 추종자 그룹은 선도자 그룹과 달리 완전경쟁에 가까운 높은 경쟁상태에 직면해 있다.

<표 18> 추종자 그룹의 식별변수에 대한 검정

	F Value	Pr > F
$H_0: \lambda + \beta_7 = 0$	0.02	0.8909
$H_0: \lambda + \beta_7 = 1$	33.01	<.0001

2)-2 산업 내 기업의 진입과 탈퇴에 따른 λ 추정

산업내에 신규 기업이 진입한다면 시장의 경쟁이 강화되고 기존 기업이 퇴출된다면 시장의 경쟁은 약화된다는 것이 경제학적 직관이다. 하지만 <표19>에서 보듯이 제일화재 퇴출 더미계수는 음(-)의 값을 지니고, 농협손해보험 영업시작 더미계수는 양(+)의 값을 가진다. 결과 그대로를 해석한다면 제일화재의 퇴출은 시장의 경쟁을 강화시켰고, 농협손해보험의 영업 시작은 시장의 경쟁을 약화시킨 것이다.

하지만 제일화재의 모든 계약을 한화손해보험이 승계했다는 점을 고려한다면 제일화재 퇴출이 시장의 경쟁을 강화시켰다는 해석은 납득하기 어렵다. 오히려 글로벌 금융위기 충격 이후 손해보험 시장의 경쟁이 강화되었고, 그 과정에서 제일화재가 조업을 중단할 수 밖에 없었던 것으로 보아야 할 것이다.

농협손해보험의 영업 시작이 손해보험 시장의 경쟁을 약화시킨다는 해석 역시 받아들이기 어렵다. 선도자 그룹은 2008년 글로벌 금융위기 이후 외형적 확대를 자제하고 보다는 내부정비 및 수익성 강화에 초점을 맞추었다. 이러한

작업이 어느 정도 완료되고 2012년 초부터는 다시 공격적인 시장확대에 나서고 있기 때문에 시장의 경쟁도가 악화되는 것으로 나타나는 것으로 보인다.

2)-2 보험판매 채널 변화에 따른 λ 추정

분석기간 중 손해보험산업은 보험업 규제 변화에 따라 방카슈랑스(2003. 9)와 금융기관 보험대리점(2005.04)라는 새로운 보험판매 채널을 보유하게 되었다. 이러한 제도의 취지는 보험설계사수 및 대리점수에서 절대적인 열세인 중소형 손해보험사의 경쟁력을 향상시켜 시장 전체의 경쟁을 강화하겠다는 것이었다.

하지만 <표 19>의 분석 결과를 보면, 방카슈랑스의 더미계수는 음(-)의 값을 가지나 금융기관 보험대리점 도입 계수는 양(+)의 값을 가진다. 즉, 방카슈랑스 도입은 시장의 경쟁을 강화하는데 효과가 있었으나 금융기관 보험대리점 도입은 효과가 없거나 오히려 경쟁을 약화시켰다.

2)-3 과징금 부과에 따른 λ 추정

공정거래위원회는 당시 영업 중이던 10개 손해보험사에게 2007년 6월 총 508억원의 과징금을 부과하였다. 과징금을 부과한 이유는 일반손해보험 종목인 일반화재보험, 공장화재보험, 근로자재해보상보험, 조립보험, 건설공사보험, 적하보험, 일반배상책임보험, 동산종합보험의 보험료 결정에 영향을 미치는 순보험요율과 부가보험요율, 개별할인·할증율(SRP)의 범위를 손해보험사들이 합의함으로써 일반손해보험 상품 판매시장에서 부당하게 경쟁을 제한하는 행위를 하였다는 것이다.

분석 결과 과징금 부과 더미계수는 음(-)의 값을 가진다. 즉, 과징금 부과가 산업전체의 경쟁을 높이는데 효과적이었다는 결론을 내릴 수 있다.

2)-4 온라인 전업사 설립에 따른 λ 추정

손해보험 산업은 온라인 전업사들이 설립되면서 다시 한번 경쟁이 심화되었다. 비록 온라인 전업사들이 자동차 보험에 한정된 영업을 하고

있지만 기존 손해보험업계의 자동차 보험시장을 잠식했으므로 산업 전체의 경쟁을 강화시켰으리라는 가정하에 분석을 진행하였다. 2001년 12월 교보손해보험(현 AXA다이렉트) 설립을 시작으로 2006년 4월 에르고다음, 2006년 11월에 교원(현 더케이손해보험), 2008년 10월에 하이카다이렉트가 설립되었고 본 연구는 AXA와 더케이, 하이카다이렉트가 영업을 시작한 시점부터 반기에 더미를 주어 분석하였다. 분석 결과 더미계수는 모두 음(-)의 값을 갖는다. 즉, 온라인 전업보험사의 등장이라는 외생적인 충격은 자동차 보험시장의 축소를 가져왔고 손해보험 산업 전체의 경쟁을 강화하였다. 특히 하이카다이렉트의 설립과 다음다이렉트의 설립 더미계수는 통계적으로 유의미하며 시장의 경쟁강도를 상당히 높인 것으로 판단된다.

〈표 19〉 더미변수 추가에 따른 식별변수 추정 결과

	β_7 (더미계수)	$\lambda + \beta_7$
리젠트 손해보험 퇴출 (2002.04)	0.27787* (0.11108)	0.54656
제일화재 퇴출 (2009.12)	-0.0465 (0.091660)	0.22219
농협손해보험 영업시작 (2012.03)	0.34269** (0.12421)	0.61138
방카슈랑스 판매 허용 (2003.05)	-0.32304* (0.15768)	-0.05435
금융기관 보험 대리점 도입 (2005.04)	0.10667 (0.15513)	0.37536
과징금 부과 (2007.06)	-0.08205 (0.097570)	0.18664
다음 다이렉트 영업시작 (2006.04)	-0.2883* (0.12427)	-0.01961
더케이 손해보험 영업시작 (2006.11)	-0.17019 (0.11676)	0.0985
하이카 다이렉트 영업시작 (2008.10)	-0.48649*** (0.10858)	-0.2178

주) *** : 1% 유의수준에서 통계적으로 유의미함

** : 5% 유의수준에서 통계적으로 유의미함

* : 10% 유의수준에서 통계적으로 유의미함

계수추정치 아래 ()는 표준오차

제 4 장 결론

HHI와 CR1, CR4 등을 통해 손해보험산업의 경쟁도를 측정한다면 2001년 이후 11년간 큰 변화가 없는 것으로 보인다. 또한 선도자 그룹의 시장 점유율은 과거와 비슷하거나 오히려 낮아지는 경향을 보인다. 그러므로 S-C-P에 따르면 선도자 그룹의 성과는 향상되지 않아야 한다. 하지만 당기순이익 점유율을 살펴보면 선도자 그룹은 시장점유율 이상의 성과를 창출하고 있음을 알 수 있다.

이러한 S-C-P 이론의 한계를 극복하기 위해 Panzar-Rosse 모형을 통해 시장의 경쟁도를 측정해 보았다. 분석 결과 시장의 경쟁도는 시간이 흐름에 따라 점차 강화되고 있다. 이는 산업전체를 분석했을 때와 더불어 선도자와 추종자를 구분하여 분석했을 때도 동일한 결과를 보인다.

하지만 선도자 그룹의 경쟁도 증가폭은 추종자 그룹의 그것보다 훨씬 작다. 그래서 3기에 선도자와 추종자 모두 독점점 경쟁시장에 직면하고 있으나, 선도자의 시장은 독점시장에 가깝고(H-통계량이 0에 가깝다) 추종자의 시장의 완전경쟁시장에 가깝다.(H-통계량이 1에 가깝다) 이는 J.A.Bikker & K.Haaf(2002)가 캐나다의 은행산업을 분석하여 소규모 은행의 H-통계량은 0.74, 중형은 0.63, 대형은 0.56의 결과를 얻은 사실과 부합한다. 또한 Sherrill Shaffer(2004)가 저축기관이 규모가 작은 커뮤니티 은행은 경쟁이 상당히 치열하다는 증거를 제시한 것처럼 한국의 손해보험 산업 역시 규모가 작은 추종자 그룹이 선도자 그룹보다 높은 경쟁에 직면한다는 결론을 내릴 수 있다.

또한 Bresnahan 모형을 이용하여 Panzar-Rosse 모형에서 얻은 결과를 검증해 보았다. 분석 결과, Panzar-Rosse 모형과 마찬가지로 한국의 손해보험산업의 독점적 경쟁상태이고 비교적 높은 경쟁도를 나타냈다. 또한

시간이 경과함에 따라 산업의 경쟁도가 강화되고 있으며 추종자 그룹의 경쟁도는 선도자 그룹의 경쟁도에 비해 높다는 결과 역시 Panzar-Rosse 모형의 결과와 일치했다. 또한 산업의 경쟁도에 영향을 미쳤을 각종 사건(또는 시기)에 더미를 주어 다시 분석하였다. 분석 결과 방카슈랑스 판매 허용 및 온라인 전업사 설립은 손해보험산업의 경쟁을 강화하는데 기여했다. 하지만 금융기관 보험대리점의 허용 및 일반보험 담합에 따른 과징금 부과에 원하는 정책효과를 발생시키지 못했다. 마지막으로 제일화재의 퇴출과 농협손해보험의 설립은 경제적 직관과는 다른 분석결과가 도출되었다. 즉 제일화재 퇴출은 산업의 경쟁도를 높였고, 농협손해보험의 설립은 산업의 경쟁도를 낮췄다는 분석결과가 나왔는데 이는 데이터 외적인 거시적인 측면에서 원인을 찾는 것이 타당할 것이다.

참 고 문 헌(16p)

- 이영수·김상규(1995), “신규진입이 은행산업의 경쟁도에 미치는 효과분석:Rosse-Panzar 검증을 중심으로”, 경제학연구 제43집 제3호.
- 김현욱(2003), “국내 은행산업의 대형화에 따른 경쟁도 변화 분석”, KDI정책 연구 제25권 1호(통권 제91호).
- Bikker, J. A. and K. Haaf(2000), “Competition, Concentration and Their Relationship : An Empirical Analysis of the Banking Industry”, Research Series Supervision, No. 30, De Nederlandsche Bank, Amsterdam.
- Bikker, J. A. and K. Haaf(2002), “Competition, Concentration and Their Relationship : An Empirical Analysis of the Banking Industry”, Journal of Banking and Finance, Vol. 26, 2191-2214.
- Berger, A. N., G. A. Hanweck and D. B. Humphrey(1987), “Competitive viability in banking : Scale, scope, and product mix economies”, Journal of Monetary Economics, Vol. 20(3), 501-520.
- Bresnahan, T. F.(1982), “The Oligopoly Solution Concept Is Identified”, Economics Letters, Vol. 10, 87-92.
- Donni, O. and F.Fecher(1997), “Efficiency and Productivity of the Insurance Industry in the OECD Countries”, Geneva Papaers on Risk and Insurance 22, 523-536.
- Frøde Steen(2004), “Do Bottlenecks generate market power? An Empirical Study of the Norwegian Electricity Market”
- Gardner, L. A. and M. F. Grace(1993), “X-Efficiency in the US life insurance industry”, Journal of Banking & Finance, Vol. 17(2-3). 497-510.
- Gelos R.G. and Jorge Roldos(2004), “Consolidation and market structure

- in emerging market banking systems” , Emerging markets review.
- Iwata, G.(1974), “Measurement of Conjectural Variations in Oligopoly” ,
Econometrica, Vol. 42 No 5, 947-966.
- Kasman A. and E. Turgutlu, “Competitive Conditions in the Turkish
Non-Life Insurance Industry” , Review of Middle East Economics
and Finance 4(1), 2008.
- Lau, L. J.(1982), “On Identifying the Degree of Competitiveness from
Industry Price and Output Data” , Economics Letters, Vol. 10,
93-99.
- Nathan, A. and E. H. Neave(1989), “Competition and Contestability in
Canada’s Financial System : Empirical Results” , Canadian Journal
of Economics, Vol. 22 No. 3, 576-594.
- Panzar, J. C., and J. N. Rosse(1987), “Testing for Monopoly
Equilibrium” , Journal of Industrial Economics, Vol. 35, 443-456.
- Semith Yildirim and George C. Philippatos(2007), “Restructuring,
Consolidation and Competition in Latin American Banking
Markets” , Journal of banking and finance.
- Shaffer, S.(1989), “Competition in the U.S. Banking Industry” ,
Economics Letters, Vol. 29, 321-323.
- Shaffer, S.(1993), “A Test of Competition in Canadian Banking” ,
Journal of Money, Credit, and Banking, Vol. 25, 49-61.
- Shaffer, S. and J. DiSalvo(1994), “Conduct in a Banking Duopoly” ,
Journal of Banking and Finance, Vol. 18, 1063-1082.
- Yuan Yuan(2006), “The state of competition of the Chinese banking
industry” , Journal of Asian Economics 17.
- Zardkoohi, A. and D. R. Fraser(1998), “Geographical Deregulation and
Competition in U.S. Banking Markets” , Financial Review, Vol. 33,
85-98.

Abstract

An analysis on Competition of Non-life insurance Market which exist leaders and followers

Seo Ho-seok

Economics Department

The Graduate School

Seoul National University

This study aims to analyze and evaluate the degree of competition in Korean Non-life insurance industry has been changed for 11 years(2001-2011) using non-structural model referred as the Panzar-Rosse model and structural model, referred as Bresnahan model. Market concentration measured by CR4 or HHI has not increased in the market through this period. However, the leading companies such as Samsung, Dong-Bu, Hyundai and LIG have more and more net profit absolutely and relatively. To describe this, it is recommended new empirical industrial organization theory such as the Panzar-Rosse model and the Bresnahan model(1982). For this study, I classify panel data into three terms based on the event on-line car insurance companies

which are Daum direct, The-K, and Hi-Car Direct founded.

For using Panzar-Rosse model, The results show that the degree of competition has increased over time. The first sub-period H value of 0.02667 is not statistically different from zero. As for the last sub-period H value of 0.44637, the results suggest that in the non-life insurance industry, market structure can be characterized by monopolistic competition. Furthermore, it should be noted that leading companies H value is increased only from -0.02604 to 0.35007 compared that the others H value is increased from 0.00292 to 0.86749. The result suggests that even though both leading companies and the others operate in monopolistic competition, the leading companies face lower competition rather than the others. It is one of advantages that the leader can obtain. We can obtain the same results for using Bresnahan Model.

In addition, Bresnahan model shows that some events result in changing the non-life insurance market competition level. To allow selling a insurance, for bancassurance and to found on-line car insurance companies contribute to enhance competition level in the non-life insurance market. However a penalty has been imposed over all the companies in June 2007. This is because of cartel behavior. The penalty and permit of founding a brunch, which keep up status of financial institution have no effect on improving competition in the industry.

**keywords : Non-life Insurance, leader, follower, Concentration,
Panzar-Rosse model, Bresnahan model**

Student Number : 2008-22673